

金融緩和期におけるわが国中小企業向け貸出の特徴*

今 喜典

はじめに

企業向け貸出においては潜在的資金提供者と借り手企業の間に情報の非対称性が存在するため、金融機関は専門的能力を活用して調査や審査という情報を生産する活動が不可欠である。中小企業はとりわけ潜在的資金提供者との間の情報非対称性が大きく、銀行など情報生産に優位性を持つ金融機関に依存する度合いが強い。また、いったん金融機関と融資取引関係が成立すると、中小企業は長期的な顧客となり、取引金融機関を継続する傾向がみられる。取引関係の固定性は、金融の逼迫期や緩和期という景気の循環にかかわらず構造的に成立していると考えられる。このことから、貸出市場は中小企業の資金調達において最も重要なルートとなっている。貸出市場の重要性に注目する見方は、金融政策の波及経路についてもCredit Viewとして確立されてきた。たとえばBernanke-Blinder (1988)は中小企業に典型的にこの経路の重要性が観察されると主張する。

わが国金融当局は、1990年代初頭のバブル景気崩壊以降の長期にわたる景気低迷の中で、金融緩和政策を継続して採用してきた。日本銀行は、途中で一時的な振れはあったものの、ゼロ金利政策の採用から、さらに量的緩和政策に引き継ぐという異例の金融緩和政策手段を続けている。またこの時期、金融市場の中核を構成する銀行部門は巨額の不良債権のため多くの金融機関が破綻するという厳しい経験を経て、大きな構造変化を遂げた。

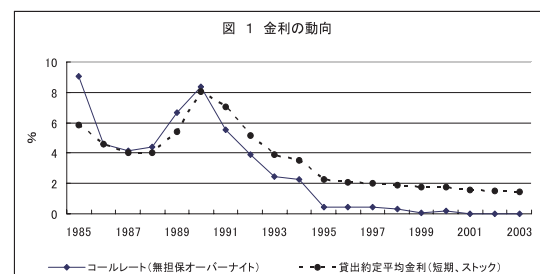
中小企業向けの貸出も、バブル崩壊以降「貸し渋り」といわれる減少傾向がみられ、それは1997、98年の金融システム危機によって、一層厳しさを増した。政府は厳しい状況に対処するた

め、「中小企業金融安定化特別保証制度（いわゆる特別信用保証）」を1998年から実施し、強力な中小企業金融の支援政策を行った。この状況下貸出は中小企業にとって依然として最も重要な外部資金調達手段であることに変わりはないものの、その規模は一貫して縮小傾向にある。

本稿では、1990年代から引き続く長期不況と金融緩和政策という環境の中で、近時のわが国中小企業貸出の特徴を明らかにすることを試みる。このため1997年から2002年までの都道府県別データを用いて、パネル分析により中小企業向け貸出関数を推計する。説明要因として、政策要因のほか、地域の経済構造と金融構造の影響を考慮する点に特色がある。

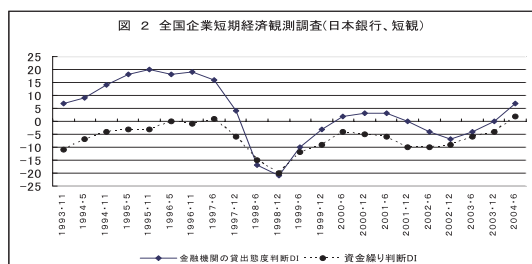
1 近年の中小企業向け貸出市場

1990年代の金融緩和状況をもっとも端的にあらわすのは、持続する金利水準の低落傾向である。図1は日本銀行の金融政策の影響が直接に及ぶ短期金融市場金利（コールレート）と、貸出市場の状況を示す貸出約定平均金利の推移をあらわしている。コールレートは1990年に8%台を記録した後、一貫して低下し続けた。1995年以降は1%を割り込み、1999年からはほぼゼロというかつてない低金利水準となった。短期金融市場金利に対応するように貸出約定金利も



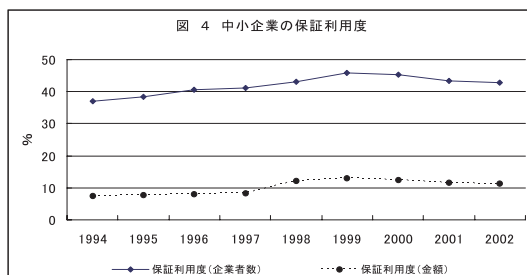
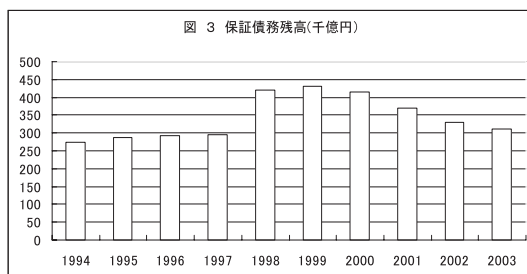
低落を続け、1995年以降は2%前後の水準にまで低下した。

しかし、このような低金利の状態にもかかわらず、貸出市場での需給状況が緩和の一辺倒であったわけではない。図2は日本銀行による短期経済観測（いわゆる日銀短観）が示す金融機関と企業の貸出についての状況認識である。これによると、1997年までは金融緩和政策の効果が貸手と借手の双方に実感されていると見ることができる。しかし1997年末からの金融危機によって急激に需給の状況が逼迫したことが明らかである。1997年から1998年にかけて、巨額の不良債権を抱えていた北海道拓殖銀行、日本長期信用銀行、日本債券信用銀行という大手行が破綻に追い込まれた。これらを契機に「貸し渋り」、「貸し剥がし」と形容される貸出の収縮への動きが強まり、とくに中小企業向け貸出では厳しさが著しいといわれた。その後さらに大手行を主たる対象として、政府は不良債権処理への取り組みを求める政策的な圧力を強化し、「金融再生プラン」による不良債権処理のスケジュール化の計画が採用された。金融機関と企業の認識の厳しさには、これらの影響が強く現れていると考えられる。このプランでは、同時に中小企業向け貸出の維持という、不良債権処理と両立が難しい目標も求められたが、それが達成されない金融機関も発生している。



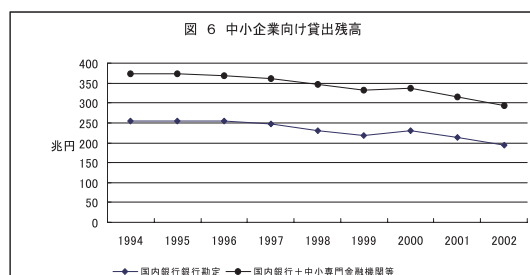
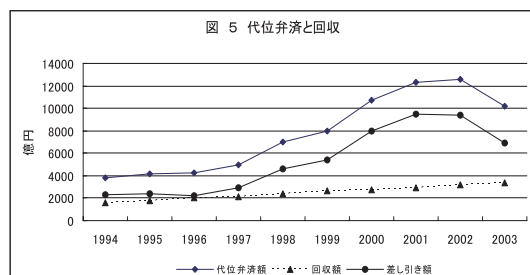
中小企業向けの貸出が減少したことに対する支援政策として、政府は公的信用保証の拡充と政府系金融機関による融資拡大を行った。とりわけ前者の支援拡大策として、1998年10月に「中小企業金融安定化特別保証制度」（以下特別保証制度）が創設されたことは特筆されなければならない。特別保証制度は、政府から信用保

証制度への追加的補助金を財政的な裏づけとし、金融機関に対して従来よりもはるかに緩やかな保証承諾基準によって中小企業貸出を保証する制度である。多くの企業と金融機関が特別保証制度の利用を積極的にすすめて、公的信用保証の利用度は一挙に拡大した。図3は、各年の保証承諾の結果生じる債務保証残高の推移を示している。特別保証制度により6ヶ月間で約75万件、およそ14兆4千億円の保証承諾となったことを受けて、保証債務残高は1998年に対前年度で142.1%の水準になっている。また、保証利用率も、同年に企業数ベースで40%を超え、金額ベースでも10%を超える高さになっている。（図4参照）。公的保証という政策手段は、従来からわが国の中小企業金融支援策として、国際的にも異例に重要な位置を占めていたが、そのウエイトが一層高まったのである。



この保証利用率の拡大は、不況時に保証承諾条件を緩和した帰結であるため、リスクの大きい借り手層を抱え込むかたちでの保証の拡大になっている。保証付き貸出の債務不履行リスクの状態を示すのが、図5の代位弁済率（代弁率）のグラフである。明らかに、特別保証を実施した次年度以降から4年目まで債務不履行が増加し、その債権を引き継ぐ保証協会の代位弁済率も急上昇する結果となっていることがわかる。

以上のように、近年の中小企業向け貸出市場は、市場環境の厳しさと政策的支援があい対立する状況であるといえる。結果的には、図6からわかるように、中小企業向け残高は貸出を支援する政策にもかかわらず減少し続けている。



2 主な既存研究の概観

最近の中小企業向け貸出の性質を検討した実証分析としては、都道府県別データを使用する研究と、金融機関別データを使用する研究がある。前者は信用保証データを利用できること、および地域特性を考慮できることが利点である。一方、後者は金融機関の不良債権や自己資本比率など資金供給側の特徴を示すデータを利用できる。

本稿では、地域の特徴に着目するので、都道府県データをもちいたいくつかの分析をとりあげ、特徴的なファクト・ファインディングスに焦点を当ててみよう²⁾。

まず、松浦・竹澤（2001）は中小企業向けの貸出供給関数の推計を行っている。全国銀行の中小企業向け貸出を取り上げ、1999年と2000年の2年間のデータをもちいる。説明変数は貸出金利、地価、保証残高、代位弁済率である。特別信用保証の導入による保証残高の急激な増加

が貸出供給を必ずしも増やしていないという結果を得たことに注目している。著者たちはこの原因を明確に述べてはいないが、金融機関が保証なし既貸出を保証付き貸出へ置き換えた部分が大い可能性を示しているとも解釈できる。

小西・長谷部（2002）は、松浦・竹澤（1999）と同様に中小企業向け貸出供給関数を推計する。彼らは、対象期間を1年延ばし、1999年から2001年までの3年間のデータを用いるとともに、対象金融機関を拡大し、全国銀行貸出に加えて信用金庫と信用組合の貸出を考慮に入れている。期間を延長し、中小企業貸出の対象範囲を拡大するのは、特別保証の効果が及ぶ時期と金融機関を適切にとらえようとするためである。この結果、松浦・竹澤（1999）とは異なり、保証残高は貸出供給に対して正の効果を持つことを見出している。

つぎに竹澤・堀・松浦（2004）は、1993年から2001年までのデータによるパネル分析を行っている。推定結果では、貸出供給関数の推定であるにもかかわらず、貸出金利が負の効果を持つことが示され、不自然な結果となった。また公的信用保証残高は貸出に正の効果を持ち、代弁率は負の効果を持つ。地域の鉱工業生産指数は、貸出に正の効果を持つことも示された。貸出金利の影響が適切にとらえられてない点が問題であるものの、都道府県データの利用により公的信用保証や鉱工業生産指数など地域経済の特徴の影響を考慮できた点が興味深い。

3 中小企業向け貸出関数

以下では、主に竹澤・堀・松浦（2004）を手がかりに貸出額決定の性質を分析する。このため、銀行の供給行動に影響すると考えられる変数をさらに追加するとともに、需要要因も説明変数に含めることを検討した。

説明変数として考慮する要因を以下のように設定した。まず、地域貸出市場における金融機関の寡占的性格を考慮し、金利は貸し手側が必要状況とコスト要因を考慮してマークアップ原理により定めるものと想定する。よって、貸出

額は貸出金利と借入需要シフト要因および貸出供給シフト要因によって決定される。

借手の需要要因のコントロールのため、地域経済の影響をとらえる県内総生産 (GDP) を考慮する。GDPの増加は経済活動の活発化により借入需要を増加する側面と、これにともなう企業収益の改善による内部資金の増加が借入需要を抑制する面があると考えられる。また同時に、産業構成の効果を見るため県内付加価値に占める建設業比率を取り入れる³⁾。さらに借入決定における担保価値の影響を考慮して、地価を取り入れる。地価の低下は担保価値の低下をもたらし、金融機関にとって融資の保障を危うくする。よって地価の低下は貸出抑制に作用するので、正の符号を期待する。

供給面では、「金融再生プラン」が大手行の不良債権処理の促進に焦点を合わせていることから、地域での都市銀行シェアを考慮し、このシェアが大きければ中小企業向け貸出は減少すると考える。しかし、この「金融再生プラン」には中小貸出増加という条件が付けられていた。この制約を順守する傾向が強ければ逆の効果があらわれるので、トータルの効果の方向は不明である。最後に、公的信用保証の効果を考慮する。特別信用保証に典型的にあらわれると予想されるが、中小企業向け貸出に対しては正の効果を持つと期待される。

これらの要素を考慮して、以下の推計式を基本とした。すなわち、

$$\text{貸出残高} = f(\text{貸出金利、GDP、地価、建設業シェア、都市銀行シェア、信用保証})$$

である。

データは、以下のようである。(1) 貸出については国内銀行の銀行勘定に注目し、「都道府県別業種別貸出金」の「企業規模別中小企業貸出残高」(『都道府県別経済統計』、『金融経済統計年報』、日本銀行調査統計局)を利用した。(2) 信用保証については「協会別事業概況」の保証債務残高および代位弁済額(『信用保険制度の現状』中小企業組合事業団)による。これらを都道府県別に再集計した。(3) 貸出金利息は金

融機関ごとに支払利息を求め、地域の貸出シェアをウェイトとする加重平均をもちいた(『全国銀行財務諸表分析』、全国銀行協会、および『月刊金融ジャーナル、金融マップ』、金融ジャーナル社)。(4) 地価(住宅地、商業地)は『都道府県地価調査』、国土交通省による。(5) 県内総生産および製造業、建設業付加価値シェアは『県民経済計算年報』(内閣府経済社会総合研究所)による。

また、中小企業基本法において定められる「中小企業」の定義が2000年度に変更になったことにより、中小企業向け貸出について平成12年4月以降とそれ以前でデータの連続性に問題が発生している。それ以前は、「おおむね、資本金1億円以下又は常時雇用する従業者数300人以下の会社及び従業者数300人以下の個人企業」であったものが、「おおむね資本金3億円以下又は常時雇用する従業者数300人以下の会社及び従業者数300人以下の個人企業」と変更になった⁴⁾。よって、パネル分析による推定においては、1997年から6年間の期間を通した推計と、2000年度を境に期間分割した場合の二つを推計した。

[貸出残高をもちいた推定結果]

中小企業向け貸出残高を被説明変数とする推定結果は表1に示されている。

まず、1997年からの6年間通期で推定した結果が表1の(1)にある。貸出金利は負の効果を示しており、これは需要側の影響と考えられる。GDPの効果は負となっている。経済活動の活発化が資金需要を増すという効果よりも、内部資金の増加が企業の借入需要を減らしている効果がより大きい結果と解釈できよう。建設業比率は正の効果を示しているが、不況対策としての公共事業の効果が出たとも考えられる。吉川(1996)は金融政策の波及がまず建設財生産にあらわれるという建設関連活動の敏感な動きに注目しているが、建設業比率は同様の意味を持っていると解釈できるかもしれない。住宅地価は正の効果を持っている。地価は担保として最も重要な不動産の価値を示すため、借入需要を増加させ、また金融機関の信用リスクを低減させ

ることから貸出のコストを下げると解釈できる。

供給面では、都市銀行シェアが正の効果を持っていることがわかる。都市銀行は地域において地域金融機関よりも伸縮的に融資政策をとるため、不況期には貸出の減少がより大きいと予想されたが、逆に増える結果となっている。中小企業貸出を減らさないようにという政策的要請にこたえたことの影響とも考えられる。最後に、公的信用保証残高は理論的予想と逆に貸出に負の効果を持つことが示されている。この期間、保証残高は前半に急増しているが、このことが金融機関の負担するリスクの減少につながらなかったことを意味すると解釈できる。

次に、表1の(2)と(3)はデータを分割して推計した結果である。(2)は前半の1997年—1999年についての推定結果を示す。これによると、符号条件も通期の結果と変わらず、またそれぞれの係数の有意性についても同一の性質を示している。

しかし、(3)に示される後半の2000年—2002年データによる推計結果は、通期の推定結果と大きく異なっている。まず、貸出金利は貸出額に有意な影響を与えなくなっている。短期金融市場でゼロ金利が継続し、通常の金利機能が作用しなくなる状態が長期的に続いたことを反映しているとも解釈できる。需要要因の面では、県内総生産GDPの符号が逆転し、正の効果を持つようになった。この時期の景気の動きが借入需要面をより大きく動かしただといえる。建設業比率は有意な効果を持っていない。地価が予想と逆に負の効果になった点も注目される。これは地価の低下が借入の追い貸しを促進したためかもしれない。

また供給要因では、都市銀行シェアは符号が逆転し、マイナスの影響を持つようになった。この時期には、大手行を対象にした不良債権処理への政策が強化されたことを反映していると考えられる。公的信用保証の効果も前半期と逆転し、期待される正の効果を示している。信用保証の増加が、金融機関の負担する信用リスクを減らし、貸出の増加に作用したのである。

[貸出残高比率をもちいた推定結果]

中小企業向け貸出残高が貸出に占める比率を被説明変数とする推計も試みた。表2がその結果を示す。説明変数は、貸出金利の代わりに貸出金利マイナスコールレートをもちいた。これは貸出利鞘の代理変数である。また、GDP、地価水準については対前年変化率に変更し、公的保証残高については公的保証残高比率（対中小企業向け貸出残高）に変えた。これは被説明変数が比率であることから、比率ベースでの関連を検討するためである。

表2の推計結果を残高ベースの表1の推計と比較すると、符号条件と有意性について同じ結果が得られたのは、通期では貸出金利（あるいは貸出利鞘）の負の効果、都市銀行シェアの正の効果、公的保証の負の効果である。しかし、GDP、建設業比率、地価については符号が逆転、あるいは有意性が確認できなかった。貸出利鞘については、この水準が十分に信用リスクを反映し切れていないことが背景にあるとも考えられる。

期間を分割した前半については、貸出金利、都銀比率、及び公的保証については残高ベースと同様の結果となったが、それ以外の変数については、いずれも有意ではなくなった。期間の後半の時期では、残高ベースと同様の結果となった点は、貸出金利が有意ではないこと、GDPと公的保証が正の効果を持つことである。それら以外の変数については符号の逆転（地価）、有意性が確認されなくなる（都銀シェア）、あるいは逆に正の符号で有意となる（建設業比率）という結果となった。

これらの結果を解釈するに、通期をベースとすると、中小企業向け貸出を説明する上で金利、都銀比率、公的信用保証の変数の影響には残高と比率で同じ性質が得られ、それら効果が無視できないと考えられる。しかし、たとえば公的保証の効果に見られるように2000年度を境に符号条件が逆転する場合や有意性が変わる（貸出金利）変数がある。この理由としては、中小企業の範囲の拡大という計測上の問題に加えて、政策環境の変化の影響があったことが考えられる。

結 語

これまでの研究との結果と対比して本稿のファインディングスについて述べる。従来の研究では、貸出金利の供給に与える効果が弱いことが知られていた。本稿でもこれらと類似の結果が得られた。また中小企業貸出に影響する追加的変数を付け加えた。これまでも、地価、鉱工業生産指数、公的保証については検討されていたが、産業構成や都銀比率という需要面と供給面に与える効果を新たに見出すことができた。

さらに、2000年度を境にして、符号の逆転や有意性に変更が見られ、前半と後半で中小企業向け貸出の性格が変化している可能性が示された。2000年度以降では資本金1億円から3億円規模の企業が「中小企業」に含まれ、相対的に規模の大きい層への拡大となっている。この期間についての推計（残高ベース）では、GDP、都銀シェアおよび公的信用保証の効果が、前半の期間と異なり、理論上予想される符号になっている点が注目されるが、これは定義の変化と実態面の変化の混合であると考えられ、その解明は今後の検討課題といえる。

（青森公立大学）

（2004年12月21日受付、2004年12月22日受理）

注

- 1) 全国信用保証協会連合会 (2000)、p.25参照
- 2) 中小企業向け貸出を金融機関データによって推計した分析に家森 (2004) がある。そこでは、全国銀行の1998,1999年データを用いて、貸出供給関数を推定している。説明変数は金融機関の自己資本比率 (+) と不良債権比率 (-) であり、符号条件が期待通りとなっている。また、大企業向けに比べて、中

* 本稿は科学研究費補助金（課題番号14530113）による研究の一部である。

小企業向け貸出がこれらに敏感に反応することを観察している。このほか、中小企業向け貸出に注目していないが、金融機関データを用いて、金融機関の自己資本と不良債権の貸出への効果を分析したものとしてIto-Sasaki (1998)、今 (2001) がある。

- 3) 吉川 (1996) は「貸し渋り」の分析で、建設財に注目し、VARで分析した結果、これが金融政策にもっとも敏感に反応することを示した。米国で同様に、産業構成、銀行の規模別の分布、中小企業に注目して金融政策の分析をしているものに、Carlini-Defina (1998) がある。

- 4) 『中小企業白書』各年版参照。

参考文献

- 小西大・長谷部賢 (2002)、「公的信用保証の政策効果」、『一橋論叢』第128巻5号。
- 今喜典 (2001)、「1990年代における地域金融機関貸出行動の変化」、『郵貯資金研究』第9巻。
- 全国信用保証協会連合会 (2000)、『信用保証制度の現状 平成11年度版』。
- 竹澤康子・松浦克己・堀雅博 (2004)、「中小企業金融円滑化と倒産・代位弁済の相互関係」、2004年2月、内閣府社会経済総合研究所ディスカッションペーパー。
- 中小企業庁『中小企業白書』各年版
- 松浦克己・竹澤康子 (2001)、「銀行の中小企業向け貸出供給と担保、信用保証、不良債権」、日本金融学会2001年度春季大会報告論文。
- 家森信義 (2004)、『地域金融システムの危機と中小企業金融』、千倉書房。
- 吉川洋 (1996)、『金融政策と日本経済』、日本経済新聞社。
- Bernanke, B. and A. Blinder (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, May 1988
- Carlini, G. and R.Defina, (1998), "The Differential Regional Effects of Monetary Policy", *The Review of Economics and Statistics*, Vol.80, No.2
- Ito, T. and Y. N. Sasaki, (1998), "Impact of Basel Accord on Japanese Banks' Behavior," *NBER Working Paper Series* No.6730

表1 中小企業向け貸出関数の推定結果（被説明変数 中小企業向け貸出残高）

(1) 1997年－2002年

説明変数	係数	t 値	p 値
貸出金利	-0.199953E+09	-5.25977(**)	[.000]
GDP	-1.06274	-5.56027(**)	[.000]
建設業比率	0.154563E+08	2.08772(**)	[.038]
住宅地地価	0.857323E+08	12.5219 (**)	[.000]
都銀シェア	0.673810E+07	2.33656(**)	[.021]
公的保証残高	-1.16194	-5.18781(**)	[.000]

Adjusted R-squared = 0.997342

(2) 1997年－1999年

説明変数	係数	t 値	p 値
貸出金利	-0.744390E+08	-2.11230(**)	[.037]
GDP	-1.96080	-10.9451 (**)	[.000]
建設業比率	0.160138E+08	1.69575(*)	[.093]
住宅地地価	0.554677E+08	4.85103(**)	[.000]
都銀シェア	0.660538E+07	3.23077(**)	[.002]
公的保証残高	-1.50991	-7.90836(**)	[.000]

Adjusted R-squared = 0.999151

(3) 2000年－2002年

説明変数	係数	t 値	p 値
貸出金利	-0.341262E+08	-0.929704	[.358]
GDP	0.302887	2.15427 (**)	[.037]
建設業比率	-0.116493E+07	-0.214221	[.831]
住宅地地価	-0.562179E+08	-3.32458 (**)	[.002]
都銀シェア	-0.331608E+08	-5.61810 (**)	[.000]
公的保証残高	6.38497	19.7662 (**)	[.000]

Adjusted R-squared = 0.999812

(注 いずれもハウスマン検定で、固定効果モデルを採用した。(**)は5%水準、(*)は10%水準で有意なことを示す。)

表2 中小企業向け貸出関数の推定結果（被説明変数 中小企業向け貸出残高比率）

（1）1997年－2002年

説明変数	係数	t 値	p 値
貸出金利	-1.99865	-1.94316 (＊)	[.054]
GDP 成長率	0.243953	3.50301 (**)	[.001]
建設業比率	-0.455307	-2.46644 (**)	[.015]
住宅地地価変化率	0.066468	0.849988	[.396]
都銀シェア	0.201990	2.48040 (**)	[.014]
公的保証残高比率	-0.181836	-4.74009 (**)	[.000]

Adjusted R-squared = 0.901180

（2）1997年－1999年

説明変数	係数	t 値	p 値
貸出金利	-3.13193	-3.79301 (**)	[.000]
GDP 成長率	-0.019268	-0.242506	[.809]
建設業比率	0.417840	1.52345	[.131]
住宅地地価変化率	0.016310	0.251097	[.802]
都銀シェア	0.282219	4.54651 (**)	[.000]
公的保証残高比率	-0.195866	-7.39513 (**)	[.000]

Adjusted R-squared = 0.956206

（3）2000年－2002年

説明変数	係数	t 値	p 値
貸出金利	-0.718014	-0.286914	[.776]
GDP 成長率	0.130135	1.70281 (＊)	[.096]
建設業比率	0.917406	2.59983 (**)	[.013]
住宅地地価変化率	0.468975	2.76860 (**)	[.008]
都銀シェア	0.105594	0.275825	[.784]
公的保証残高比率	0.506734	2.04587 (**)	[.047]

Adjusted R-squared = 0.964670

（注）いずれもハウスマン検定で、固定効果モデルを採用した。(**)は5%水準、(*)は10%水準で有意なことを示す。）

Abstract

This paper provides an empirical analysis of SME loan function by using prefectural data from 1997-2002. The evidence supports previous findings on the importance of land prices, production indices, and loan guarantees. In addition, we find the GDP share of the construction industry, and the market share of city banks (Toshi-Ginko) in SME lending as additional explanatory variables. Finally, the structural change of SME loan function at the mid-term is found which may reflect the zero interest rate monetary policy and a short recovery of macroeconomic condition in the latter period.